Statistiques sociales

# Les coûts de participation des femmes québécoises au marché du travail

Bureau de la statistique du Québec

Pour tout renseignement concernant le BSQ
et les données statistiques qui y sont disponibles,
s'adresser au:

**Bureau de la statistique du Québec**
**117, rue Saint-André**
**Québec (Québec)**
**G1K 3Y3**
**Tél.: (418) 643-5116**

ou

**1410, rue Stanley, 3e étage**
**Montréal (Québec)**
**H3A 1P8**
**Tél.: (514) 873-4722**

ou

**Tél.: 1-800-463-4090**
**(aucun frais d'appel)**

Dépôt légal
Bibliothèque nationale du Québec
Quatrième trimestre 1986
ISBN 2-550-17295-7

Tirage limité.
Toute reproduction ou utilisation du contenu
de cette publication est autorisée à condition
de mentionner la source.

## Présentation

Entreprise en 1983, à la demande du Secrétariat à la condition féminine, cette étude sur les coûts d'entrée des femmes sur le marché du travail a requis plus d'une année de travail. Le départ de son auteur et l'incapacité d'en assurer rapidement la finalisation ont entraîné ce délai de publication. Au moment de sa réalisation, les données du recensement de 1981 n'étaient pas disponibles; il a fallu utiliser celles du recensement de 1971. Malgré ces lacunes, il semble utile de diffuser cette étude parce que c'est la seule, à notre connaissance, qui ait été faite pour le Québec et parce que ses résultats présentent un intérêt certain.

Cette étude comporte deux parties. La première présente l'ensemble du modèle d'analyse des coûts d'entrée sur le marché du travail, les résultats du modèle ainsi que certaines simulations. La deuxième partie, jointe en annexe, reprend le modèle économétrique qui a été développé pour les fins de cette étude. Ce modèle, développé au Bureau de la statistique du Québec, a fait l'objet de la thèse de maîtrise de l'auteur et d'une publication dans les cahiers de recherche du Groupe de recherche en politique économique de l'Université Laval.

Plusieurs personnes ont contribué à la réalisation de cette étude; on remercie d'abord son auteur M. Robert Normand, ainsi que M. Robert Baril qui en a assuré la finalisation. M. Bernard Fortin, de l'Université Laval, a supervisé les travaux de maîtrise à la base du modèle économétrique qui a permis de réaliser les estimations et les simulations; on lui témoigne ici toute notre gratitude.

**Signes conventionnels**

... N'ayant pas lieu de figurer
- Néant ou zéro
o Variable omise dans l'estimation des heures de réserve et du salaire de réserve

**Abréviations et symboles**

n Nombre
$ En dollars


L'auteur de cette étude est: Robert Normand
Direction des statistiques sur les individus et les ménages

Avec la collaboration de: Robert Baril
Direction des statistiques sur les individus et les ménages

Sous la direction de: Michel Meunier
Directeur de la Direction des statistiques sur les individus et les ménages

Pour tout renseignement concernant le contenu de cette publication:
Direction des statistiques sur les individus et les ménages
Bureau de la statistique du Québec
117, rue Saint-André, 5e étage
Québec (Québec)
G1K 3Y3
Tél.: (418) 643-2258

## Table des matières


| | | |
|---|---|---|
| **Introduction** | | 7 |
| **Chapitre 1** | | |
| **Définition des coûts économiques** | | 9 |
| **Chapitre 2** | | |
| **Impact économique des coûts de participation au marché du travail** | | 13 |
| 2.1 | Les coûts variables | 15 |
| 2.2 | Les coûts fixes | 16 |
| 2.2.1 | Les coûts fixes monétaires | 16 |
| 2.2.2 | Les coûts fixes en temps | 17 |
| 2.3 | Les coûts indirects | 18 |
| **Chapitre 3** | | |
| **Procédure d'estimation** | | 19 |
| 3.1 | Procédure d'estimation | 19 |
| 3.2 | Description de l'échantillon | 20 |
| **Chapitre 4** | | |
| **Résultats du modèle** | | 27 |
| **Chapitre 5** | | |
| **Simulation** | | 33 |
| **Conclusion** | | 37 |
| **Bibliographie** | | 39 |
| **Annexe** | | |
| **Estimations et résultats économétriques** | | 41 |

**Liste des tableaux**

1 Caractéristiques de l'échantillon, Québec, 1971 22

2 Heures de travail, heures de réserve et salaire de réserve 28

3 Salaire et heures de réserve moyens 32

4 Impact de hausses du salaire horaire sur les incitations au travail 34

**Graphique**

1 Courbe d'offre de travail 14

## Introduction

Depuis le début des années 1960, le taux de participation des femmes mariées québécoises au marché du travail n'a jamais cessé de croître. De 33 % qu'il était en 1966, ce taux augmentait à 47 % en 1981[1]. La formation, l'environnement familial, la situation économique et les attitudes face au marché du travail sont autant de facteurs pouvant expliquer cette hausse de participation.

Un examen sommaire des données du recensement de 1971 permet d'illustrer le fait que les femmes mariées qui détiennent un emploi rémunéré doivent fournir un nombre d'heures de travail élevé. En effet, 75 % des femmes mariées en emploi travaillaient plus de 1 000 heures par année; seulement 25 % d'entre elles déclaraient moins de 1 000 heures, dont 15 % offraient moins de 500 heures de travail. Sachant que la semaine de 40 heures représente 2 080 heures de travail par année et que la semaine de 35 heures correspond à 1 820 heures, force est de constater que les femmes mariées offrent une quantité non négligeable de travail marchand. Cette offre de travail élevée peut dépendre de règles régissant chaque marché, mais elle dépend aussi, pour une part, des coûts de participation au marché. En d'autres mots, il faut dépenser de l'argent pour aller travailler et il faut que le revenu de travail couvre au moins les frais encourus.

Cette étude a pour but d'analyser et de quantifier l'effet des coûts de participation au marché du travail sur les décisions des des femmes mariées québécoises d'offrir du travail. Pour ce faire,

1. Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population active (71-201), 1983.

on présente d'abord, au premier chapitre, une description des différents coûts de participation. Le deuxième chapitre traite de l'impact théorique des coûts de participation sur les choix de travail des individus. Le troisième chapitre donne un aperçu de la stratégie d'estimation[2] et de la base de donnée qui a été utilisée. Les résultats de l'estimation du modèle et une simulation de l'impact de certaines variables sont présentés aux chapitres 4 et 5.

---

2. Pour plus de détails sur la procédure d'estimation, voir: Robert Normand, Un modèle d'offre de travail des femmes québécoises avec coûts fixes de participation, Cahier 8616, Département d'économique, Université Laval, 1986, 28 p., qui est présenté en deuxième partie du cahier technique.

## Chapitre 1 - Définition des coûts économiques

La participation au marché du travail entraîne des coûts. Certains de ces coûts sont directs dans le sens où ils sont immédiatement reliés à la participation au marché du travail. On pense, par exemple, à des coûts tels l'habillement, les repas pris à l'extérieur, les frais de transport ou encore les frais de garderie lorsqu'il y a des enfants. D'autres coûts sont indirects. Lorsqu'une personne décide de participer au marché du travail, elle fait une réallocation de son temps. Le temps auparavant consacré aux activités hors marché (par exemple les activités ménagères, les loisirs, etc.) est maintenant, en partie, consacré au travail marchand.

Les coûts directs reliés à la participation au marché du travail peuvent être fixes ou variables. Les coûts fixes ne dépendent aucunement de la durée du travail marchand. L'achat d'une automobile pour se rendre à son travail peut être un exemple de ce type de coût. Les coûts variables, quant à eux, sont reliés proportionnellement à la durée du travail. L'essence consommée par l'automobile pour l'aller et le retour quotidien au travail dépendra proportionnellement du nombre de jours de travail annuels.

En pratique, la distinction entre coûts variables et coûts fixes est plutôt difficile à faire. De fait, c'est l'unité de durée du travail utilisée qui détermine, en partie, si un coût est fixe ou variable. Par exemple, si nous examinons les jours travaillés dans une année, l'essence consommée pour l'aller et le retour au travail est considérée comme étant un coût variable. Par contre, si nous examinons les heures travaillées dans une semaine,

l'essence consommée devient un coût fixe. Même s'il est peu probable de rencontrer des coûts totalement fixes ou variables, il est important d'effectuer cette distinction pour la suite de l'analyse.

Les coûts directs se distinguent également par leur nature; ils peuvent être comptabilisés en monnaie ou en temps. Les coûts monétaires impliquent un déboursé de la part de l'individu. Ces coûts englobent principalement les frais de garderie, de transport et de vêtement occasionnés par la participation au marché du travail. Les coûts en temps, par contre, n'amènent aucun déboursé de la part de l'individu, mais une perte de temps non rémunérée et non productive. Le temps de transport pour l'aller et le retour au travail constitue probablement une large part de ces coûts en temps.

Les coûts monétaires et en temps sont interreliés et, par conséquent, déterminés conjointement par l'individu participant au marché du travail. Tout dépendant de sa richesse personnelle et de son taux de rémunération sur le marché du travail, une personne peut choisir de vivre au centre-ville près de son travail au lieu de vivre en banlieue, troquant ainsi des coûts monétaires (coût d'un domicile au centre-ville plus élevé qu'en banlieue) pour des coûts en temps (transport au centre-ville)[1].

Les coûts indirects, quant à eux, sont essentiellement mesurés par la perte de temps de loisir et la diminution de la production domestique. L'individu participant au marché du travail dispose en effet de moins de temps pour vaquer à ses occupations personnelles.

---

1. Voir J. COGAN, "Fixed Costs and Labor Supply", Econometrica, 49, 1981, pp. 945-964 et T.J. WALES, "Labor Supply and Commuting Time", Journal of Econometrics, 8, 1978, pp. 215-226.

Ainsi, une personne travaillant le jour ne peut plus exécuter les tâches domestiques pendant cette période. Elle devra plutôt les réaliser le soir et réduire alors son temps de loisir ou bien payer quelqu'un pour les faire.

## Chapitre 2 - Impact économique des coûts de participation au marché du travail

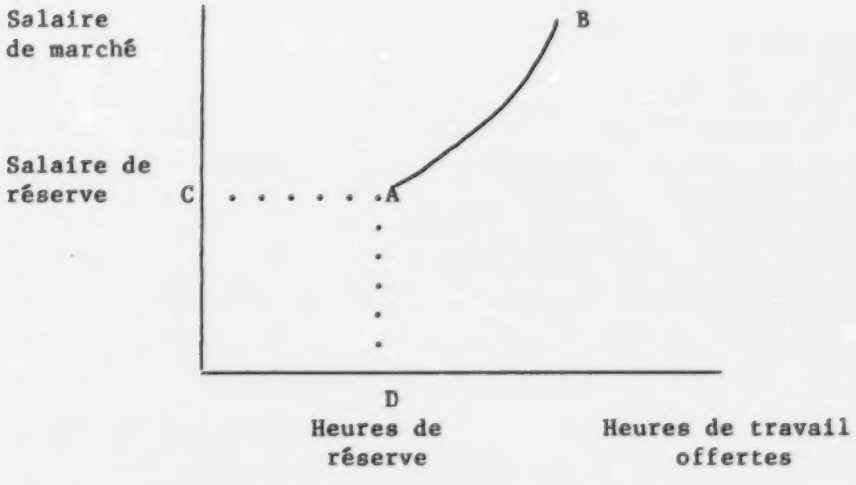
Lorsque vient le moment d'accepter un emploi, une personne, pour prendre sa décision, évalue son revenu de travail potentiel et ses coûts de participation. Si le gain auquel elle s'attend sur le marché du travail est supérieur à la somme des coûts directs et indirects, elle participera au marché; autrement, elle consacrera tout son temps à des activités hors marché.

Il est possible d'identifier un gain de travail minimal qui rendra une personne indifférente entre la participation et la non-participation au marché du travail. Ce gain minimum est en fait une borne inférieure en deçà de laquelle aucun temps ne sera consacré au travail marchand. Pour étudier l'effet des coûts de participation au marché du travail, il est important d'analyser plus à fond cette notion de gain de travail minimal.

Le revenu de travail d'un individu pour une période donnée est le produit de deux composantes distinctes, soit la rémunération horaire et le nombre d'unités de temps de travail effectué au cours de cette période. Si l'individu a comme horizon la semaine de travail, le schéma de rémunération généralement rencontré dans ce cas est celui d'un taux de salaire horaire multiplié par un nombre d'heures de travail réalisées au cours d'une semaine. Ainsi, pour atteindre des revenus de travail équivalents pour une période donnée, deux personnes avec des salaires horaires différents travailleront des nombres d'heures différents. Une personne désireuse de travailler prendra en considération le salaire horaire et le nombre d'heures à offrir et non uniquement le revenu de travail hebdomadaire.

Le salaire horaire qu'une personne peut escompter recevoir est fonction de la valeur de ses compétences sur le marché du travail. Il est déterminé principalement par son niveau d'éducation, son expérience et le secteur d'activité économique où elle se retrouve. On appellera subséquemment ce salaire horaire "salaire de marché".

Le revenu de travail hebdomadaire est alors le produit du salaire horaire et d'un certain nombre d'heures de travail. Le revenu de travail hebdomadaire minimal à partir duquel une personne acceptera d'entrer sur le marché est celui qui couvre ses coûts de participation (soit l'ensemble des coûts fixes déboursés et la valeur du temps hors marché perdu). Le salaire hebdomadaire est donc déterminé par le salaire de marché, appelé ici salaire de réserve, et par le nombre d'heures de travail requis pour atteindre le total des coûts de participation. Ce nombre d'heures requis est ce qu'on appelle les heures de réserve.




Graphique 1
Courbe d'offre de travail

On peut représenter le processus d'offre de travail marchand par la courbe AB au graphique 1. Le salaire et les heures de réserve étant déterminés, la décision de l'individu de participer au marché du travail dépendra de la comparaison entre le salaire de marché et le salaire de réserve. Lorsque le salaire de marché est égal au salaire de réserve (point C, graphique 1), l'individu offrira le nombre d'heures de réserve correspondant. Pour un salaire de marché inférieur au salaire de réserve, l'individu n'offrira aucune quantité de travail marchand. Enfin, pour tout salaire de marché supérieur au salaire de réserve, il offrira une quantité non négligeable de travail, tel qu'il est indiqué par la courbe AB.

On a vu plus haut que les coûts de participation au marché du travail peuvent être décomposés en coûts indirects et en coûts directs. Ces derniers peuvent être fixes ou variables. On examinera donc maintenant dans l'ordre l'effet des coûts variables sur le salaire de réserve, ensuite l'effet des coûts fixes monétaires sur le salaire et les heures de réserve, l'effet des coûts fixes en temps sur le salaire de réserve et enfin, on abordera brièvement le cas des coûts indirects.

## 2.1 LES COÛTS VARIABLES

Les coûts variables affectent uniquement le salaire de réserve. L'individu déduit la valeur des coûts variables de son salaire de marché et prend ses décisions à partir de ce salaire horaire attendu. Une personne ayant un salaire horaire de 10 $ et des coûts variables totalisant 2 $ l'heure réagira comme si son salaire de marché était de 8 $ l'heure. Toute hausse des coûts monétaires

variables aura le même effet qu'une diminution du salaire de marché. Ainsi, une hausse de 1 $ l'heure des coûts monétaires diminuera le salaire horaire attendu d'autant et, par conséquent, augmentera le salaire de réserve du même montant.

Dans un univers sans coûts fixes, un travailleur peut offrir une seule heure de travail ne faisant face à aucune dépense fixe pour entrer sur le marché. Par définition, il suffit que le salaire de marché soit au moins égal à son salaire de réserve, c'est-à-dire la valeur de son temps hors marché et des coûts que lui occasionnent une heure de travail (soit ses coûts variables). L'introduction des coûts fixes de participation aura un impact autant sur le salaire et les heures de réserve de l'individu que sur les heures offertes, s'il participe au marché du travail, sans avoir aucun effet sur le salaire horaire attendu.

## 2.2 LES COÛTS FIXES

### 2.2.1 Les coûts fixes monétaires

L'existence de coûts fixes monétaires ou leur hausse amènera une augmentation du salaire de réserve et, à ce salaire, sera jumelée une quantité non négligeable d'heures de réserve pour amortir ces coûts. Par exemple, le chef d'une famille monoparentale avec des enfants en bas âge sera beaucoup moins intéressé à entrer sur le marché du travail si les frais de garderie doublent. Pour entrer sur le marché du travail, il exigera alors un salaire horaire plus élevé et un nombre d'heures de travail, pour une période donnée, suffisant pour amortir ces coûts fixes.

Les individus qui demeureront sur le marché du travail après une hausse des coûts fixes monétaires feront face à une diminution de leur revenu de travail. Ceux-là pourront accepter cette diminution de revenu ou bien offrir plus d'heures de travail pour compenser partiellement ou totalement la hausse des coûts fixes monétaires.

### 2.2.2 Les coûts fixes en temps

Une hausse des coûts fixes en temps réduit le temps total disponible si l'individu participe au marché du travail. Cette baisse de temps disponible, reliée à la participation au marché du travail, occasionne un réaménagement du temps marchand et non marchand. Par exemple, l'arrivée d'un enfant dans une famille monoparentale implique, entre autres, une augmentation du temps consacré à l'habillement et au transport de l'enfant à la garderie si le chef participe au marché du travail. Cette perte de temps disponible, nonobstant les coûts monétaires supplémentaires, incite l'individu à réduire, soit son temps de travail marchand, soit son temps hors marché ou bien partiellement les deux. Ainsi, le marché du travail devenant moins intéressant, l'individu augmentera son salaire de réserve.

En somme, la hausse des coûts fixes monétaires implique une diminution de la probabilité de participer au marché du travail (augmentation du salaire de réserve). Cependant, si une personne demeure sur le marché du travail après cette hausse, elle augmentera possiblement son offre de travail. Dans le cas d'une hausse des coûts fixes en temps, il y aura une diminution de la probabilité de participer au marché du travail et une réduction probable de l'offre de travail si l'individu participe.

## 2.3 LES COÛTS INDIRECTS

Les coûts indirects étant définis par la valeur du temps hors marché auquel l'individu renonce pour se consacrer au travail marchand, toute variation de celle-ci affectera l'offre de travail marchand de cette personne. Ainsi, le phénomène du retrait du marché du travail ou la réduction de l'offre de travail d'un membre du ménage pendant la période préscolaire des enfants peuvent être reliés à une hausse de la valeur du temps hors marché[1].

---

1. Ceci ne tient pas compte de la contrainte financière supplémentaire qui incite à une participation accrue au marché du travail et à une augmentation de l'offre pour les personnes déjà sur le marché du travail.

## 3.1 PROCÉDURE D'ESTIMATION

Comme il a été expliqué au chapitre précédent, les coûts de participation au marché du travail ont un impact autant sur le salaire et les heures de réserve que sur les heures de travail des personnes qui participent au marché du travail. L'évaluation des effets de ces coûts sur les incitations au travail marchand doit alors se faire par l'entremise d'un modèle d'offre de travail.

L'absence de données sur les coûts reliés à la participation au marché du travail ne permet pas d'inclure ceux-ci directement dans le modèle d'offre de travail. En effet, il n'y a pas, à notre connaissance, de sources de données permettant l'évaluation des coûts directs monétaires ou en temps causés par la participation au marché du travail, pas plus qu'il n'y a de données sur la valeur du temps hors marché auquel l'individu renonce pour se consacrer au travail marchand.

Le modèle développé ne tient pas compte explicitement des coûts de participation au marché du travail. On suppose plutôt que les effets des coûts de participation sur l'offre de travail, le salaire et les heures de réserve peuvent être expliqués par un ensemble de variables socio-économiques appropriées.

Le modèle est formé essentiellement de trois équations représentant l'offre de travail, le salaire et les heures de réserve d'un individu. L'estimation de ce modèle nécessite l'utilisation

de la régression multiple ainsi que de certains modèles probabilistes[1] et d'une base de données qui décrit de façon extensive les caractéristiques socio-économiques.

## 3.2 DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON

Les données utilisées pour l'analyse empirique proviennent du recensement canadien de 1971. L'échantillon retenu pour le Québec compte 10 108 femmes mariées dont 3 629 ont participé au marché du travail. Le nombre moyen d'heures annuelles de travail pour celles qui travaillent est de 1 402 heures. Les moyennes et les écarts types des variables socio-économiques retenues pour l'analyse sont présentées au tableau 1.

On a choisi de mesurer l'offre de travail en heures par année. Le choix des heures annuelles comme période de temps couverte par le modèle peut avoir un impact sur les résultats. Certains types de coûts de participation au marché du travail sont quotidiens ou hebdomadaires comme les coûts de transport ou les frais de garderie; dans ce cas, les heures de travail hebdomadaires ou quotidiennes ou bien les jours de travail par semaine seraient des mesures préférables pour l'offre de travail. Le choix des heures annuelles a été dicté principalement par le désir de comparer les résultats de cette analyse à ceux de la littérature où l'on retrouve le plus souvent cette mesure et aussi par sa capacité à capter les effets combinés.

---

1. Pour plus de détails susceptibles d'expliquer l'offre de travail des femmes, se référer au cahier de recherche présenté en deuxième partie.

Dans l'analyse de régression, les variables à expliquer sont respectivement le nombre d'heures de travail offertes annuellement, le nombre d'heures de réseve annuelles ainsi que le salaire de réserve exprimé sous forme logarithmique. Les variables explicatives retenues sont les suivantes:

- Salaire de marché: la relation entre le salaire de marché et les heures annuelles de travail forme l'essentiel du modèle d'offre de travail. Le salaire de marché est exprimé sous forme logarithmique, sous l'hypothèse que des hausses successives du salaire horaire auront de moins en moins d'effets sur l'offre de travail. Le salaire de marché n'est pas sensé avoir d'impact sur les heures et le salaire de réserve et, par conséquent, n'entre pas dans la composition de ces deux dernières équations. La variable de salaire n'étant pas disponible dans le fichier d'origine, elle a été construite à partir des gains de travail annuels divisés par le nombre d'heures annuelles de travail. Cette variable est alors sujette à certaines erreurs de mesure et perd un peu de son pouvoir explicatif[2].

- Revenu hors travail: le présent modèle est basé sur l'individu, ignorant toute substitution de temps intrafamiliale. Les gains de travail du conjoint sont supposés avoir la même influence sur les décisions de travail de l'épouse que les revenus de placement et, par conséquent, ces deux catégories de revenu ont été agrégées dans une seule variable, le revenu hors travail. Celui-ci sert à mesurer l'impact de la richesse du ménage sur l'incitation au travail de l'épouse. À un salaire horaire donné, une personne dont la richesse initiale est élevée sera moins encline à accepter du travail.

---

2. Voir Robert Normand, op. cit.

Tableau 1
Caractéristiques de l'échantillon[1]
Québec, 1971

| Variable | Tout l'échantillon (10 108 observations) | | Participantes au marché du travail (3 629 observations) | |
|---|---|---|---|---|
| | Moyenne | Écart type | Moyenne | Écart type |
| **Âge** | 37,99 | 11,28 | 35,29 | 11,11 |
| **Nombre d'enfants** | | | | |
| De moins de 7 ans (ENFM6) | 0,50 | 0,76 | 0,38 | 0,64 |
| De 7 à 14 ans (ENF7-14) | 0,96 | 1,24 | 0,65 | 1,05 |
| Total (ENFTOT) | 2,49 | 1,87 | 1,78 | 1,77 |
| **Éducation** | | | | |
| Niveau secondaire (ED1) | 0,24 | 0,42 | 0,33 | 0,47 |
| Niveau collégial (ED2) | 0,05 | 0,21 | 0,07 | 0,26 |
| Niveau universitaire (ED3) | 0,03 | 0,16 | 0,04 | 0,20 |
| **Revenu hors travail (RHT)** | 7 538,88 | 4 877,59 | 6 791,99 | 4 078,99 |
| **Revenu de travail** | ... | ... | 3 230,00 | 2 497,42 |
| **Salaire de marché** | ... | ... | 2,51 | 1,79 |
| **Heures de travail annuelles** | ... | ... | 1 402,00 | 700,95 |

1. L'échantillon est constitué des femmes résidant au Québec, ayant moins de 65 ans et dont l'époux a travaillé au moins une semaine en 1971.

| Non-participantes au marché du travail (6 479 observations) | | Variable |
|---|---|---|
| Moyenne | Écart type | |
| 39,67 | 11,04 | **Âge** |
| | | **Nombre d'enfants** |
| 0,57 | 0,80 | De moins de 7 ans (ENFM6) |
| 1,13 | 1,31 | De 7 à 14 ans (ENF7-14) |
| 2,90 | 1,81 | Total (ENFTOT) |
| | | **Éducation** |
| 0,18 | 0,38 | Niveau secondaire (ED1) |
| 0,03 | 0,18 | Niveau collégial (ED2) |
| 0,02 | 0,13 | Niveau universitaire (ED3) |
| 7 928,39 | 5 198,89 | **Revenu hors travail (RHT)** |
| - | - | **Revenu de travail** |
| - | - | **Salaire de marché** |
| - | - | **Heures de travail annuelles** |

- Âge: la variable d'âge tient compte des effets de cycle de vie. Les personnes modifient habituellement leurs attentes face au marché du travail lorsqu'elles avancent en âge. On peut distinguer trois phases à l'intérieur du cycle de vie du travailleur sur le marché. Dans une première phase de la vie active, les besoins de consommation de biens durables étant très élevés et les revenus de travail étant relativement faibles, il en résulte l'accumulation d'une dette importante. Dans cette phase, le travailleur cherchera à travailler le plus d'heures possible dans le but d'augmenter son revenu. Dans un deuxième temps, l'on assiste habituellement à une hausse progressive du revenu de travail par le biais du taux de salaire. Cette évolution du revenu permet une baisse de l'endettement et l'accumulation d'épargne. Enfin, dans un troisième temps, les travailleurs commencent à désépargner et substituent alors à leur revenu de travail l'épargne accumulée antérieurement. Cela leur permet de réduire les heures de travail offertes et de diminuer leur participation au marché du travail.

- Variables d'éducation: l'éducation peut changer l'attitude des femmes québécoises face au marché du travail. La poursuite d'une carrière devenant possible, cela modifie non seulement leur possibilité de participer au marché mais aussi leurs attentes salariales. De plus, la forte corrélation entre l'éducation et la valeur des avantages marginaux reliés à un emploi fait que l'éducation peut servir à mesurer l'effet de ces derniers sur l'offre de travail[3]. Les variables d'éducation sont incluses dans l'analyse sous forme de trois variables binaires (0, 1) indiquant le dernier diplôme obtenu.

---

3. Voir M.R. Killingsworth, Labor Supply, Cambridge University Press, Cambridge, 1983.

- Variables de présence d'enfants dans le ménage: le nombre et la distribution d'âge des enfants dans le ménage ont une importance déterminante dans les décisions de participation et d'offre de travail des femmes. La présence d'enfants en bas âge augmente la valeur de la production hors marché de la femme ainsi que les coûts directs de participation au marché du travail. Les variables retenues de présence d'enfants dans le ménage sont le nombre d'enfants de 6 ans et moins, c'est-à-dire d'âge préscolaire, et le nombre d'enfants de 7 à 14 ans. Cette dernière variable saisit l'effet de la présence d'enfants d'âge scolaire (au niveau primaire et au début du secondaire) dans la famille.

## Chapitre 4 - Résultats du modèle

On trouve au tableau 2 l'ensemble des résultats obtenus à la suite de l'analyse de régression. Toutes les variables explicatives ont un impact significatif sur les variables à expliquer et vont dans le sens attendu.

La relation empirique entre le salaire horaire et le nombre d'heures de travail est fortement positive pour les femmes mariées québécoises. Elle implique que le nombre d'heures de travail offertes est largement influencé par le niveau de salaire. Toute variation dans le salaire de marché amènera alors de grandes variations dans le nombre d'heures de travail offertes. Cette relation concorde d'ailleurs avec la plupart des études américaines sur le sujet[1]. Cependant, certaines études canadiennes ont montré que, comme les hommes, les femmes réduisent leurs heures travaillées lorsque leur salaire augmente[2].

1. Voir principalement les études de: J. Cogan, op. cit.; G. Hanoch, "A Multivariate Model of Labor Supply: Methodology and Estimation", dans J.P. Smith (éd.), Female Labor Supply, 1980, pp. 249-326; J. Heckman, "Sample Selection Bias as a Specification Error", dans J.P. Smith (éd.), Female Labor Supply, 1980, pp. 206-248; M.D. Dooley, "Labor Supply and Fertility of Married Women: An Analysis with Grouped and Individual Data from the 1979 U.S. Census", Journal of Human Resources, 17, 1982, pp. 499-532; ainsi que le survol de la littérature de M.R. Killingsworth, op. cit.

2. Voir: A. Nakamura, M. Nakamura et D. Cullen, "Job Opportunities, the Offered Wage and the Labour Supply of Married Women", American Economic Review, 69, 1979, pp. 787-805; A. Nakamura et M. Nakamura, "A Comparison of the Labor Force Behavior of Married Women in the United States and Canada, with Special Attention to the Impact of Income Taxes", Econometrica, 49, 1981, pp. 451-489; A. Nakamura et M. Nakamura, "Part-Time and Full-Time Work Behavior of Married Women: A Model with a Doubly Truncated Dependant Variable", Canadian Journal of Economics, 16, 1983, pp. 229-257; C. Robinson et N. Tomes, "More on the Labor Supply of Canadian Women", Canadian Journal of Economics, 18, 1985, pp. 156-163.

Tableau 2
Heures de travail, heures de réserve et salaire de réserve

| Variable | Heures de travail | | Heures de réserve | Salaire de réserve |
|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | t[1] | Coefficient | Coefficient |
| Constante | 653,01 | 4,24 | 276,37 | 0,185 |
| N(S)[2] | 2 034,98 | 6,45 | o | o |
| ÂGE | - 19,23 | -4,75 | 15,80 | 0,017 |
| ENFM6 | - 317,35 | -6,05 | 88,77 | 0,199 |
| ENF714 | - 161,68 | -5,68 | 47,18 | 0,102 |
| ED1 | - 537,72 | -5,92 | -286,19 | 0,123 |
| ED2 | - 628,03 | -5,25 | -405,26 | 0,109 |
| ED3 | -1 119,25 | -6,18 | -527,78 | 0,290 |
| RHT | - 0,05 | -6,13 | 0,0142 | 0,000033 |
| BIAIS[3] | 970,22 | 5,38 | o | o |
| $R^2$ | 0,05 | | | |
| F | 20,11 | | | |

1. Cette statistique est utilisée pour tester l'hypothèse que le coefficient associé à chaque variable de la régression est nul. Lorsque t est supérieur à la valeur absolue de 1,96, nous pouvons affirmer que le coefficient est significativement différent de zéro avec un niveau de confiance de 95 %.

2. Logarithme du salaire de marché.

3. La variable biais sert à corriger les biais de sélection reliés au manque d'information pour les non-participantes. L'interprétation de cette variable est donnée dans Robert Normand, op. cit.

Le revenu hors travail semble avoir un impact négatif sur le nombre d'heures offertes par les femmes. Ainsi, une hausse du salaire du conjoint ou des transferts incitera l'épouse à diminuer son offre de travail. Ce résultat respecte la théorie économique et est du même ordre de grandeur que les résultats économétriques généralement rencontrés dans les études récentes sur l'offre de travail[3].

Le revenu hors travail a aussi un effet positif sur le salaire de réserve. Ainsi, avec l'accroissement de la richesse du ménage, les contraintes financières s'amenuisent et incitent l'individu à réaménager son temps disponible en faveur du loisir et de la production hors marché. En revanche, le revenu hors travail a peu d'effets sur les heures de réserve. Ce dernier point n'est pas surprenant car il est peu probable que la richesse du ménage ait une influence sur les coûts directs de participation au marché du travail.

Les effets de cycle de vie, tels qu'ils sont captés par la variable d'âge, sont particulièrement importants. Au niveau de l'offre de travail, les femmes québécoises semblent diminuer fortement leur offre de travail avec l'âge. Ceci confirme les effets théoriques de cycle de vie[4]. Ce même effet est vérifié également par la hausse du salaire de réserve. Par exemple, une hausse de l'âge moyen de 5 ans dans notre échantillon fait augmenter le salaire et les heures de réserve de 8 %. Cet impact de l'âge sur les heures de réserve reflète possiblement les difficultés de retour au

---

3. Voir M.R. Killingsworth, op. cit.

4. Voir J.P. Smith, Female Labor Supply: Theory and Estimation, Princeton, N.J., Princeton University Press, 1980; T.E. MaCurdy, "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting", Journal of Political Economy, 89, 1981, pp. 1059-1085.

travail des femmes d'âge mûr ainsi qu'un phénomène possible de rationnement sur le marché[5].

Le signe négatif de l'éducation dans les équations des heures offertes et des heures de réserve s'explique probablement par l'effet des avantages non pécuniaires reliés à un emploi comme source de rémunération. L'effet positif et relativement important sur le salaire de réserve peut mesurer en partie un effet de comportement de l'offre de travail car l'individu est conscient de sa valeur et prospecte jusqu'à ce qu'il trouve l'emploi recherché, mais aussi un phénomène de demande de travail dans le sens où les employeurs offrent un salaire plus élevé pour attirer un personnel plus qualifié et plus rare sur le marché[6].

La présence d'enfants dans le ménage incite les femmes à réduire leurs heures de travail offertes et à hausser leur salaire et leurs heures de réserve, tel qu'il est prédit par la théorie économique. La présence d'un enfant supplémentaire amène une hausse du salaire de réserve de 22 % et du nombre d'heures de réserve de 9 %. Le nombre d'enfants en bas âge dans le ménage a donc un effet prédominant sur les coûts de participation au marché du travail.

---

5. Un phénomène de rationnement sur le marché du travail peut toucher largement les femmes d'âge mur ayant peu d'expérience sur le marché du travail et peu de scolarité. Dans ce cas, les participantes d'âge mûr seront principalement des femmes de carrière qui travaillent à temps plein. Ce phénomène aura tendance à biaiser les résultats en faveur d'heures de réserve plus élevées pour les personnes âgées.

6. Voir: S. Lippman et J.J. McCall, "The Economics of Job Search: A Survey", Economic Inquiry, parts I and II, 1976; N. Kiefer et G. Newman, "An Empirical Job-Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis", Journal of Political Economy, 87, 1979, pp. 89-107; A. Okun, Prices and Quantities, Brookings Institution, 1981.

L'ajustement s'effectue principalement par le salaire de réserve, ce qui indique possiblement la prépondérance des coûts indirects reliés à la perte de production domestique (éducation et soin des enfants, tâches domestiques, etc.) lorsqu'une femme entre sur le marché du travail.

Aux valeurs moyennes de tout l'échantillon, les heures de réserve se chiffrent à 969 heures à un salaire de réserve de 1,58 $[7]. Pour les participantes au marché du travail, les heures de réserve sont de 851 heures avec un salaire de réserve de 2,32 $. Pour les non-participantes, les heures de réserve augmentent à 1 045 heures et le salaire de réserve à 2,75 $. Le nombre d'heures estimé aux valeurs moyennes se situe dans la moyenne des résultats obtenus par les principales études américaines sur le sujet[8]. Les résultats sont présentés au tableau 3.

Aux valeurs moyennes, la valeur des coûts de participation directs et indirects est d'environ 2 500 $ aux heures et salaires de réserve. C'est-à-dire qu'à ce niveau de revenu annuel et avec le nombre d'heures de réserve destiné au travail marchand, cette personne type serait indifférente entre la participation ou la non-participation au marché du travail.

---

7. Il faut noter que ces résultats proviennent du recensement canadien de 1971. Toute extrapolation de ces résultats jusqu'à nos jours peut être risquée, en regard des changements de nature économique depuis ce temps.

8. Voir Robert Normand, op. cit.

Tableau 3
Salaire et heures de réserve moyens

| | Heures de réserve moyennes | Salaire de réserve moyen |
|---|---|---|
| | n | $ |
| Participantes | 851 | 2,32 |
| Non-participantes | 1 045 | 2,75 |
| Total | 969 | 2,58 |

À la suite des résultats du chapitre précédent, il appert que les coûts de participation au marché du travail ont un impact prépondérant sur les décisions de travail des femmes mariées québécoises. Leurs effets se font sentir sur le taux de participation au marché du travail par l'entremise du salaire et des heures de réserve et sur le nombre d'heures offertes pour celles qui participent.

Dans les coûts de participation au marché du travail, le nombre d'enfants dans le ménage a sans contredit l'influence la plus significative sur les incitations au travail. Par exemple, si on ajoute un enfant en bas âge à toutes les femmes faisant partie de notre échantillon, on obtient une réduction de la participation de 50 % et une baisse du nombre d'heures offertes de 12 % pour celles qui demeurent sur le marché du travail. De plus, la moyenne des heures offertes, telle qu'elle a été prédite par notre modèle, était de 936 heures pour celles qui se sont retirées du marché du travail. Les ajustements occasionnés par la présence d'un enfant supplémentaire sont alors très importants, particulièrement pour celles qui se retirent du marché du travail.

La variation des coûts de participation au marché du travail amène des ajustements d'amplitude inégale, tout dépendant de leurs effets sur la participation au marché du travail et sur les heures offertes pour celles qui demeurent sur le marché du travail. Le même phénomène se reproduit lorsque les variables monétaires sont modifiées. Ainsi la hausse ou la baisse du salaire horaire ou du revenu hors marché amènera des ajustements de la participation au marché du travail. En effet, une femme exigera un nombre d'heures de travail minimal non négligeable dans le but de couvrir ses coûts

fixes de participation ou des ajustements d'amplitudes différentes pour le nombre d'heures offertes si elle participe déjà, ses coûts fixes de participation ayant déjà été amortis.

L'augmentation de 10 % du salaire horaire des femmes de notre échantillon entraînerait une augmentation de la participation de 6 %. Les heures de travail offertes pour ces nouvelles arrivantes seraient en moyenne de 940, comme il est montré au tableau 4. Les femmes qui étaient déjà sur le marché du travail changeraient leur quantité de travail offerte de 17 %. Par contre, la variation des heures offertes serait en moyenne de 40 % si l'on considère l'échantillon dans son ensemble. Des hausses successives du salaire horaire auraient des effets d'intensités différentes sur le taux de participation et les heures moyennes de travail de tout l'échantillon.

Tableau 4
Impact de hausses du salaire horaire
sur les incitations au travail

| | Hausse du salaire horaire | | |
|---|---|---|---|
| | 10 % | 20 % | 30 % |
| Variation de participation | 6 % | 15 % | 24 % |
| Heures moyennes des nouvelles arrivantes | 940 | 1 039 | 1 150 |
| Variation des heures offertes de tout l'échantillon | 40 % | 94 % | 159 % |
| Variation des heures offertes des participantes | 17 % | 34 % | 51 % |

L'accroissement de la participation au marché du travail est en conséquence fortement relié aux coûts de participation et au salaire de marché. Enfin, les ajustements d'offre de travail sont relativement moins importants si on considère uniquement les participantes au marché du travail[1] au lieu de l'échantillon dans son ensemble, car les coûts fixes ont déjà été amortis pour ces dernières.

---

1. Il est à noter que les ajustements d'offre de travail pour les femmes sont supérieurs à ceux des hommes selon les résultats des principales études économétriques sur le sujet. Pour des études sur l'offre de travail des hommes, voir, entre autres: J.A. Hausman et D.A. Wise, "The Evaluation of Results from Truncated Samples: The New Jersey Negative Income Tax Experiment", Annals of Economic and Social Measurement, 5, 1976, pp. 421-446; J.C. Ham, "Estimation of a Labour Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment", Review of Economic Studies, 49, 1982, pp. 333-354; S. Masters et I. Garfinkel, Estimating the Labor Supply Effects of Income Maintenance Alternatives, New York: Academic Press, 1977; et pour le Québec: B. Belzile, B. Fortin et V. Larouche, Les Québécois à faible revenu face au travail et à l'aide sociale, Université Laval, Presses de l'Université Laval, 1980. Pour un survol des principales études sur le sujet, voir M.R. Killingsworth, op. cit.

## Conclusion

Les coûts de participation au marché du travail ont donc un impact majeur sur les décisions de travail des femmes mariées québécoises. Ils affectent le salaire de réserve en rendant le marché du travail moins avantageux par rapport à la production hors marché. Ils ont également un impact sur les heures de réserve car, en présence de coûts de participation, une femme doit offrir une quantité de travail marchand suffisamment importante pour compenser son coût forfaitaire d'entrée sur le marché du travail de même que la production hors marché perdue. Ce nombre d'heures de travail exigées amène une discontinuité dans l'offre de travail en ce sens que la décision de participer ou non au marché du travail se distingue de la décision d'offre de travail des participantes.

L'estimation d'un modèle d'offre de travail a permis d'évaluer les heures de réserve à environ 969 heures et le salaire de réserve à 2,58 $ en 1971. Les femmes ne sont donc pas prêtes à entrer sur le marché du travail à n'importe quel prix. La présence d'enfants en bas âge dans la famille semble avoir un effet prédominant sur les décisions de participation au marché du travail des femmes. Enfin, des hausses successives du salaire horaire auront des effets d'amplitudes différentes si l'on considère l'échantillon dans son ensemble ou seulement l'échantillon des femmes qui participent.

Il serait intéressant de refaire le même type d'exercice à partir du recensement de 1981. La décennie 1970 en fut une d'évolution rapide tant au niveau économique qu'au niveau social. Ces changements ont eu un impact certain sur les valeurs. Ainsi, nous pourrions prétendre qu'en 1981, le travail est beaucoup plus important pour les femmes mariées québécoises qu'il l'était en 1971. Une telle hypothèse pourrait être vérifiée à l'aide du recensement de 1981.

## Bibliographie


BELZILE, B., B. Fortin et V. Larouche, Les Québécois à faible revenu face au travail et à l'aide sociale, Université Laval, Presses de l'Université Laval, 1980.

COGAN, J., "Fixed Costs and Labor Supply", Econometrica, 49, 1981, pp. 945-964.

DOOLEY, M.D., "Labor Supply and Fertility of Married Women: An Analysis with Grouped and Individual Data from the 1979 U.S. Census", Journal of Human Resources, 17, 1982, pp. 499-532.

HAM, J.C., "Estimation of a Labour Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment", Review of Economic Studies, 49, 1982, pp. 333-354.

HANOCH, G., "A Multivariate Model of Labor Supply: Methodology and Estimation", dans J.P. Smith (éd.), Female Labor Supply, 1980, pp. 249-326.

HAUSMAN, J.A. et D.A. Wise, "The Evaluation of Results from Truncated Samples: The New Jersey Negative Income Tax Experiment", Annals of Economic and Social Measurement, 5, 1976, pp. 421-446.

HECKMAN, J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", dans J.P. Smith (éd.), Female Labor Supply, 1980, pp. 206-248.

KIEFER, N. et G. Newman, "An Empirical Job-Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis", Journal of Political Economy, 87, 1979, pp. 89-107.

KILLINGSWORTH, M.R., Labor Supply, Cambridge University Press, Cambridge, 1983.

LIPPMAN, S. et I. Garfinkel, "The Economics of Job Search: A Survey", Economic Inquiry, parts I and II, 1976.

MaCURDY, T.E., "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting", Journal of Political Economy, 89, 1981, pp. 1059-1085.

MASTERS, S. et I. Garfinkel, Estimating the Labor Supply Effects of Income Maintenance Alternatives, New York, Academic Press, 1977.

NAKAMURA, A., M. Nakamura et D. Cullen, "Job Opportunities, the Offered Wage and the Labour Supply of Married Women", American Economic Review, 69, 1979, pp. 787-805.

NAKAMURA, A. et M. Nakamura, "A Comparison of the Labor Force Behavior of Married Women in the United States and Canada, with Special Attention to the Impact of Income Taxes", Econometrica, 49, 1981, pp. 451-489.

NAKAMURA, A. et M. Nakamura, "Part-Time and Full-Time Work Behavior of Married Women: A Model with a Doubly Truncated Dependant Variable", Canadian Journal of Economics, 16, 1983, pp. 229-257.

NORMAND, Robert, Un modèle d'offre de travail des femmes québécoises avec coûts fixes de participation, Cahier 8616, Département d'économique, Université Laval, 1986, 28 p.

OKUN, A., Prices and Quantities, Brookings Institution, 1981.

ROBINSON, C. et N. Tomes, "More on the Labor Supply of Canadian Women", Canadian Journal of Economics, 18, 1985, pp. 156-163.

STATISTIQUE CANADA, Statistiques chronologiques sur la population active (71-201), 1983.

SMITH, J.P., Female Labor Supply: Theory and Estimation, Princeton, N.J., Princeton University Press, 1980.

WALES, T.J., "Labor Supply and Commuting Time", Journal of Econometrics, 8, 1978, pp. 215-226.

## Annexe - Estimations et résultats économétriques

# UN MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES QUÉBÉCOISES AVEC COÛTS FIXES DE PARTICIPATION

Ce texte de Robert Normand est tiré de sa thèse de maîtrise, présentée au Département d'économique de l'Université Laval. Elle a été dirigée par M. Bernard Fortin. Ce modèle a été publié dans les cahiers du Groupe de recherche en politique économique (GREPE) sous le numéro 8616.

# RÉSUMÉ

Depuis le début des années 1970, un nombre considérable d'études économétriques ont été réalisées relativement aux facteurs socio-économiques sous-jacents à l'offre de travail des femmes. Pourtant, jusqu'à maintenant, peu d'études ont pris en considération et tenté d'évaluer l'impact des coûts de participation au marché du travail sur les incitations au travail. Dans l'espoir de combler ce manque de résultats empiriques pour le Québec, un modèle d'offre de travail avec coûts fixes de participation est élaboré et estimé pour les femmes mariées québécoises.

En présence de coûts d'entrée sur le marché du travail, la femme, si elle participe, devra débourser un coût monétaire fixe associé à la décision de participer au marché du travail, mais indépendant des heures de travail. La femme offrira alors une quantité de travail suffisamment importante pour compenser les coûts fixes déboursés et la valeur du temps hors marché perdu, sinon elle ne participera pas. En conséquence, la présence de coûts monétaires fixes amène une courbe d'offre de travail discontinue au salaire de réserve où la femme offrira une quantité minimale d'heures de travail.

L'estimation du modèle d'offre de travail se fait à partir de la méthode de correction de biais de sélectivité telle que développée par Heckman (1976, 1979). Les données utilisées pour l'analyse empirique proviennent de l'échantillon sur les familles de recensement canadien de 1971.

Les principaux résultats obtenus pour la courbe d'offre de travail indiquent que l'effet du salaire est très important sur les heures de travail offertes, l'élasticité des heures de travail calculée à la moyenne de l'échantillon étant de 1,47 et celle compensée de 1,56, tandis que l'élasticité revenu est estimée à -0,28. Tous ces résultats sont dans la moyenne des principaux résultats généralement rencontré dans les études récentes sur l'offre de travail des femmes mariées.

Aux valeurs moyennes de l'échantillon, les heures de réserve se chiffrent à 969 heures à un salaire de réserve de 2,58 $, en dollars de 1971. Pour les participantes au marché du travail, les heures de réserve sont estimées à 851 heures à un salaire de réserve de 2,32 $, et pour les non-participantes, les heures de réserve haussent à 1 045 heures et le salaire de réserve à 2,75 $.

# INTRODUCTION

Depuis le début des années 70, un nombre considérable d'études économétriques ont été réalisées relativement aux facteurs socio-économiques déterminant l'offre de travail des femmes. On peut mentionner, particulièrement pour le Québec, l'étude de Belzile, Fortin et Larouche (1980) sur les familles à bas revenu. Pourtant, très peu d'études ont pris en considération et tenté d'évaluer l'impact des coûts de participation au marché du travail (coûts de transport, de vêtements, de frais de garderie, etc.) sur les incitations au travail.

En présence de coûts fixes de participation, la femme, si elle participe au marché du travail, doit offrir une quantité de travail marchand suffisamment importante pour amortir ces coûts. Une étude sommaire du recensement canadien de 1971 nous indique que seulement 15 % des femmes mariées participant au marché du travail travaillaient moins de 500 heures annuellement et 25 % moins de 1 000 heures. On peut probablement relier ce phénomène à la présence de coûts fixes de participation au marché du travail assez importants pour ce groupe. Cette étude économétrique essaiera d'évaluer l'importance et l'effet de ces coûts fixes sur les décisions de travail des femmes mariées résidant au Québec.

Dans la prochaine section, un modèle théorique d'offre de travail avec coûts fixes de participation au marché du travail sera présenté. La deuxième section de l'étude décrira une procédure d'estimation permettant d'obtenir des estimateurs convergents. Les résultats seront présentés à la dernière section.

# 1. LE MODÈLE THÉORIQUE(1)

## 1.1 le modèle d'offre de travail sans coûts fixes de participation

Le modèle élémentaire d'offre de travail sans coûts fixes de participation au marché du travail suppose un individu maximisant une fonction d'utilité quasi-concave et doublement différentiable U(X,L;D) sous réserve de contraintes de temps et de budget connues avec certitude,

(1) $T = L + H$
(2) $X = SH + R$
(3) $0 \leq H \leq T$

où X est un agrégat hicksien représentant la consommation de tous les biens sauf le temps hors marché, L représente le temps hors marché (loisir, travail domestique, etc.), T le temps total disponible, H le temps de travail, S le salaire de marché et R le revenu hors marché. Enfin, D représente un vecteur de contraintes provenant de choix antérieurs, comme le nombre d'enfants et le niveau d'éducation.

L'individu participera au marché du travail seulement si l'utilisation d'un choix optimal de travail est supérieure à celle de la non-participation (L = T). Dans le modèle sans coûts fixes de participation, cette comparaison globale peut être réduite à une comparaison locale entre la valeur marginale du temps hors marché lorsque l'individu ne participe pas au marché du travail (c'est-à-dire, la pente de la courbe d'indifférence la plus élevée à T heures hors marché) et le salaire du marché (la pente de la contrainte budgétaire), tel qu'il est indiqué au graphique 1a.

Le taux marginal de substitution du temps hors marché en termes du bien est défini comme : $\frac{U_2 (X, L, D)}{U_1 (X, L, D)}$, ou en utilisant (1) et (2) :

$$M (R, H ; D) = \frac{U_2 (R + SH, T - H ; D)}{U_1 (R + SH, T - H ; D)}$$

où $U_1$ et $U_2$ sont les utilités marginales par rapport à la consommation et au temps hors marché respectivement. Le salaire de réserve, $S_R$, auquel l'individu est indifférent entre participer ou non au marché du travail, est donné par le taux marginal de substitution à 0 heure de travail, M (R,0;D). L'individu participera au marché du travail seulement si $S_R < S$. Autrement, il ne participera pas. S'il participe, la relation d'offre de travail marshallienne est obtenue en solutionnant l'équation M (Y,H;D) = S pour H

$$H = \begin{cases} H\,(R,S;D) & \text{si} \quad M\,(R,0;D) \leq S \\ 0 & \text{si} \quad M\,(R,0;D) \geq S \end{cases}$$

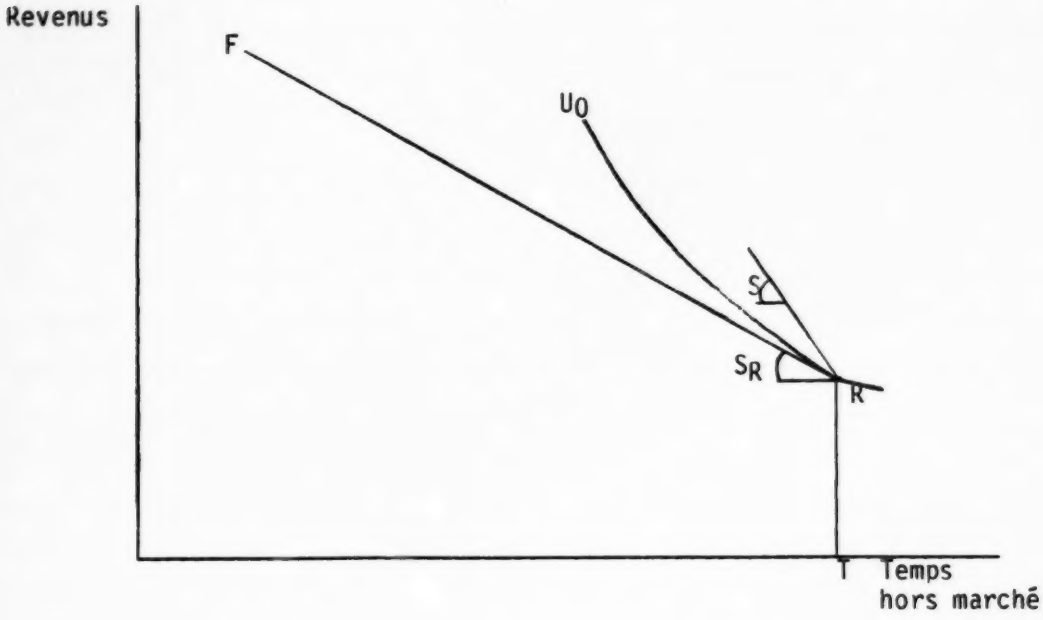
avec $H_1 < 0$ si le temps hors marché est un bien normal. Le signe de $H_S$ peut être positif ou négatif. Dans le cas positif, on dira que la courbe d'offre est à rebroussement. Le graphique 1b illustre le cas où $H_S > 0$.

GRAPHIQUE 1

MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL SANS COÛT FIXE DE PARTICIPATION

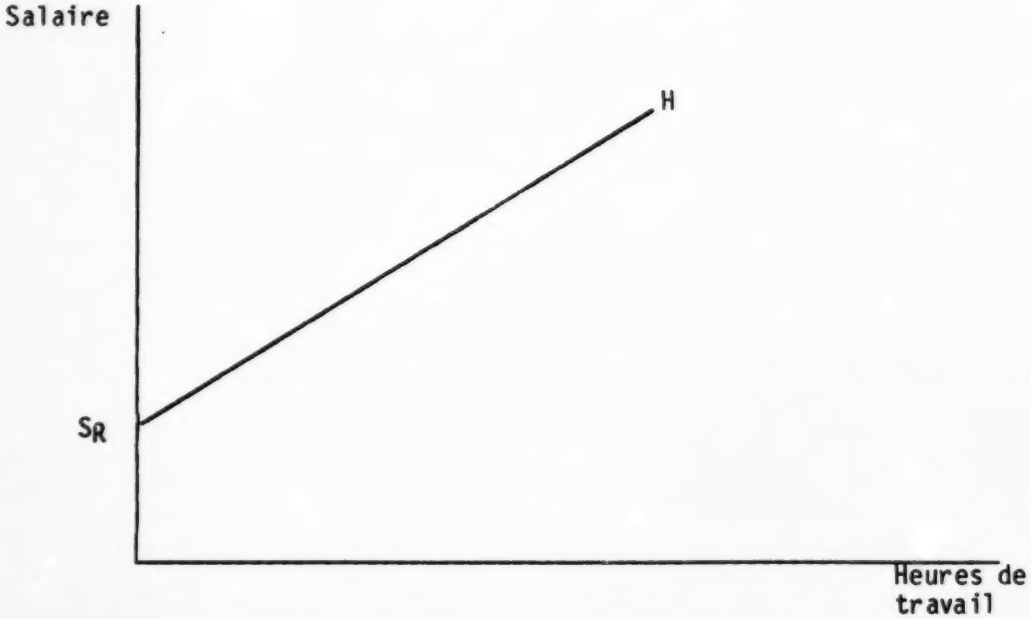
1-a

- Décision de participer au marché du travail lorsque $S_R < S$




1-b

- Offre de travail



## 1.2 le modèle d'offre de travail avec coûts fixes de participation

La présence de coûts fixes de participation modifie le modèle simple d'offre de travail en ajoutant une non-convexité à l'ensemble budgétaire de l'individu, comme il est montré au graphique 2.

Si l'individu choisit de ne pas participer au marché du travail, il pourra compter sur un revenu autonome R et consacrer tout son temps à des activités hors marché. Par contre, s'il participe, il devra débourser un coût monétaire fixe CF (en frais de transport, de vêtements, etc.) associé à la décision de participer au marché du travail, mais indépendant des heures de travail. Le salaire de réserve $S_r$ est alors donné par le taux de salaire qui rendra l'individu indifférent entre le choix de ne pas travailler et le choix de travailler au salaire $S_R$ tout en subissant le coût fixe CF.

Au salaire de réserve, $S_R$, l'individu offrira donc une quantité de travail $H_R$ suffisante pour compenser les coûts fixes déboursés et la valeur du temps hors marché perdu. En conséquence, la présence de coûts monétaires fixes amène une courbe d'offre de travail discontinue au salaire de réserve où l'individu offrira une quantité non-négligeable d'heures, $H_R$ au graphique 2, contrairement au modèle sans coûts fixes de participation.

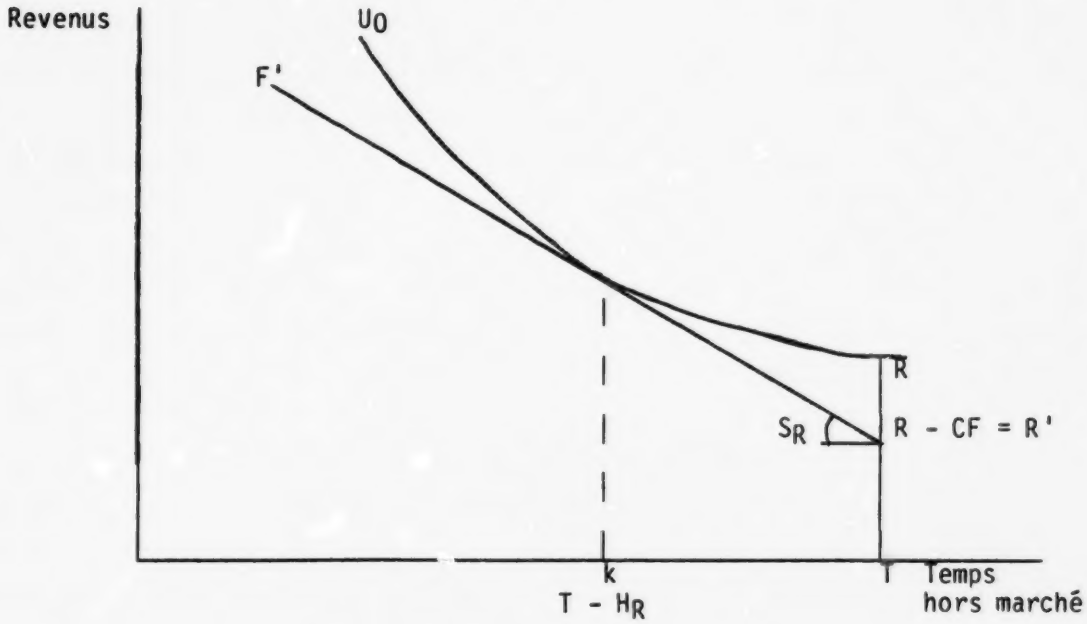
Si le temps hors marché est un bien normal, une hausse des coûts monétaires fixes aura deux effets opposés sur l'offre de travail. D'une part, la hausse de ces coûts déplacera l'ensemble budgétaire vers le bas et fera augmenter le salaire de réserve et diminuer la probabilité de participation. D'autre part, cette hausse aura un effet de revenu sur les personnes participant au marché du travail et celles-ci accroîtront leurs heures de travail offertes.

GRAPHIQUE 2

MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL AVEC COÛTS FIXES DE PARTICIPATION

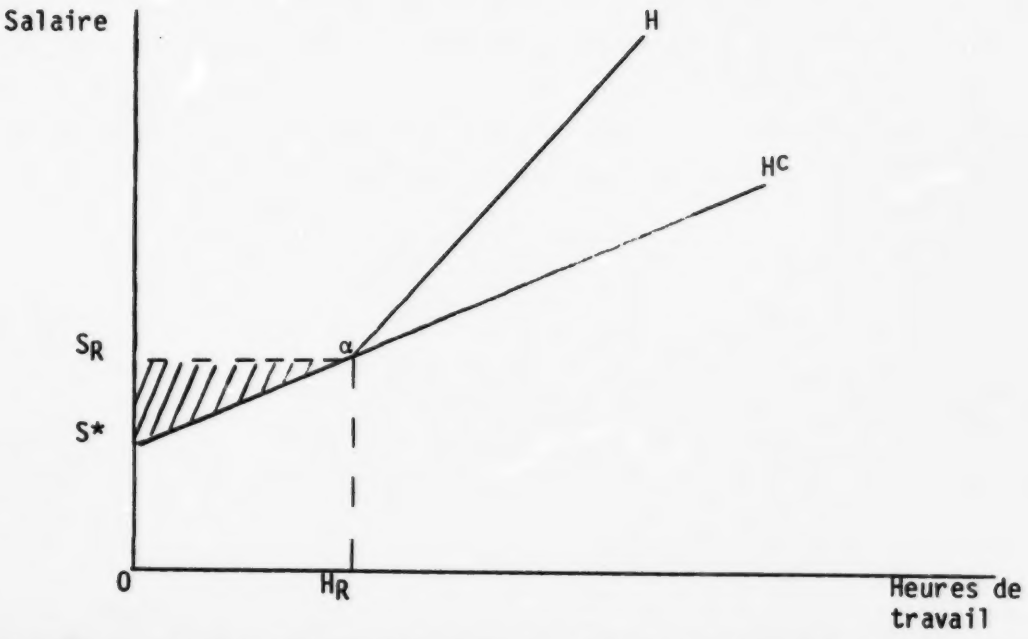
2-a

- Décision de participer au marché du travail




2-b

- Offre de travail



L'analyse de coûts fixes en temps est similaire à celle qui précède à cette différence près qu'une hausse des coûts fixes en temps réduit les heures travaillées des personnes sur le marché du travail si X est un bien normal(2).

Mathématiquement, le problème du consommateur en présence de coûts fixes de participation est donc de comparer les niveaux d'utilité pour les deux situations, participer au marché du travail et encourir les coûts fixes de participation ou ne pas participer. Le salaire de réserve est alors défini comme la valeur de $S_R$ telle que

$$V\ (R - CF, S_R; D) = U(R, T; D) \qquad (1)$$

où V(.) est la fonction d'utilité indirecte évaluée au salaire de réserve(3). En solutionnant (1) pour dégager $S_R$ et, avec l'aide de l'identité de Roy évaluée à $S_R$, l'équation des heures de réserve $H_R$ peut être obtenue.

$$H_R = \frac{V_2\ (R-CF, S_R; D)}{V_1\ (R-CF, S_R; D)} = H_R\ (R, CF; D) \qquad (2)$$

Le système peut être réécrit :

$$\begin{aligned} H_R &= H_R\ (R, CF; D) \qquad (3)\\ S_R &= S_R\ (R, CF; D)\\ H &= H\ (R - CF, S; D) \end{aligned}$$

où H est l'équation des heures de travail notionnelles. Des équations H et $H_R$ et en faisant l'hypothèse d'une courbe d'offre de travail à pente positive, la décision de travail de l'individu peut être reformulée comme

$$H^* = \begin{cases} H & \text{si } H \geq H_R \\ 0 & \text{si } H \leq H_R \end{cases}$$

$H^*$ représente les heures de travail observées.

En pratique, les coûts fixes de participation au marché du travail ne sont pas observés. Ces coûts, par contre, peuvent être obtenus à partir de la fonction d'offre de travail hicksienne(4)

$$H^C = h^C (\bar{U}, S; D) \qquad (5)$$

où $\bar{U}$ est le niveau d'utilité que l'individu obtiendrait aux salaire et heures de réserve. La fonction d'offre de travail compensée (courbe $S^*H^C$, graphique 2) mesure les heures de travail offertes par l'individu à différents salaires après compensation pour qu'il demeure au même niveau d'utilité.

Un revenu de travail de $S_R \times H_R$ laisserait donc l'individu indifférent entre participer au marché du travail et offrir $H_R$ ou ne pas participer du tout. La surface $OS_R\alpha\ H_R$ peut être divisée en deux parties distinctes : premièrement, la surface sous la courbe $OS^*\alpha\ H_R$ mesure le paiement nécessaire pour compenser la valeur du temps hors marché et, deuxièmement, la surface $(S^*S_R\alpha)$ mesure la valeur des coûts fixes de travail.

## 2. PROCÉDURE D'ESTIMATION

A partir de l'analyse de la section précédente, la décision d'offre de travail est caractérisée en termes de deux variables hypothétiques : les heures de réserve et les heures notionnelles. Les heures de réserve ne sont jamais observées, tandis que les heures notionnelles le sont seulement pour les individus participant au marché du travail. Ce type de modèle peut être estimé en utilisant la méthode de correction de biais de sélectivité développée par Heckman (1976, 1979).

Supposons que les variables H et $H_R$ puissent être exprimées comme des fonctions linéaires de leurs variables prédéterminées(5). Pour la iième observation, nous avons :

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 N(S)_i + \alpha_2 R_i + \alpha_3' D_i + \mu_{1i} \qquad (6)$$

$$H_{R_i} = \beta_0 + \beta_2 R_i + \beta_3' D_i + \mu_{2_i} \qquad (7)$$

où N(S) est le logarithme naturel du salaire de marché et D un vecteur de variables socio-économiques affectant les décisions de travail. Le salaire de réserve est défini au point où $H_{N_i}$ est égal à $H_{R_i}$. On obtient :

$$N(S_R)_i = \gamma_0 + \gamma_2 R_i + \gamma_3' D_i + \mu_i$$

avec $\gamma_i = \frac{1}{\alpha_1}(\beta_j - \alpha_j) \quad j = 0, 2, 3 \qquad (8)$

$$\mu_i = \mu_{2i} - \mu_{1i}$$

L'individu participera au marché du travail seulement si son salaire de marché est plus élevé que son salaire de réserve. Ainsi, on peut définir une variable binaire telle que :

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta_i > \mu_i^* \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \qquad (9)$$

où

$$\Delta_i = \frac{N(S)_i - (\gamma_0 + \gamma_2 R_i + \gamma_3' D_i)}{\sigma},$$

$$\mu_i^* = \frac{\mu_i}{\sigma},$$

$$\sigma^2 = VAR(\mu_i) = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{1,2}$$

La probabilité de participation au marché du travail peut être estimée par un modèle de type probit avec la variable binaire $I_i$. De ce modèle, on obtient des estimés convergents de $\Delta$, $\gamma$ et, $\sigma$, soit $\hat{\Delta}$, $\hat{\gamma}$ et $\hat{\sigma}$. L'espérance des heures de travail observées pour les individus participant au marché du travail est donnée par

$$E(H_i^* \mid N(S)_i > N(S_R)_i) = \alpha_0 + \alpha_1 N(S)_i + \alpha_2 R_i + \alpha_3' D_i + E(\mu_{1i} \mid \mu_i^* < \Delta_i) \qquad (10)$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 N(S)_i + \alpha_2 R_i + \alpha_3' D_i - \sigma_{1\mu}^* \frac{\phi(\Delta_i)}{\Phi(\Delta_i)}$$

où $\phi$ et $\Phi$ sont respectivement des fonctions de densité et de distribution normales évaluées à $\Delta$ et $\sigma_{1\mu}* = (\sigma_{1,2} - \sigma_1^2)/\sigma$. L'équation d'offre de travail pour les individus participant au marché du travail est alors

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 N(S)_i + \alpha_2 R_i + \alpha_3' Z_i - \sigma_{1\mu}* \frac{\phi(\hat{\Delta})}{\phi(\hat{\Delta})} + \varepsilon_{1i} \qquad (11)$$

où $\varepsilon_{1i} = \mu_{1i} + \sigma_{1\mu}* \frac{\phi(\hat{\Delta})}{\Phi(\hat{\Delta})}$

L'estimation de (11) à l'aide des moindres carrés généralisés, seulement sur les personnes participant au marché du travail, donnera des estimés convergents des $\alpha_i$ et $\alpha_{1\mu}*$. Enfin, la valeur des coefficients des heures de réserve est obtenue en ramplaçant, dans le modèle probit, les $\alpha_i$, $\gamma_i$ et $\sigma$ par leur valeur estimée(6).

Une dernière difficulté provient du salaire de marché qui n'est observé que pour les personnes déjà sur le marché du travail. Ce problème est similaire à celui du biais de sélectivité rencontré dans l'estimation des heures de travail notionnelles. On spécifie alors une équation pour la détermination du salaire de marché corrigée pour le biais de sélectivité.

$$N(S)_i = \delta K_i - \sigma_\mu^* \frac{\phi(\theta)}{\Phi(\theta)} + \mu_{3i} \qquad (12)$$

où K est un vecteur de variables socio-économiques affectant le salaire que l'individu peut obtenir sur le marché du travail. $\theta$ est obtenu comme précédemment par un modèle probit sauf que, dans ce cas, on remplace $N(S_i)$ par (12). La valeur prédite de $N(S_i)$ est enfin imputée à tout l'échantillon et utilisée dans l'estimation des heures de travail.

Pour estimer les coûts fixes de travail, la fonction d'offre de travail compensée de l'individu est requise. La forme linéaire de notre fonction d'offre de travail implique une forme unique de la fonction d'offre de travail compensée. De l'équation (6), et en utilisant l'équation de Slutsky, la pente de la fonction d'offre de travail compensée en un point est donnée par

$$\frac{\partial H^c}{\partial S} = \frac{\alpha_1}{S} - H\alpha_2 \qquad (13)$$

(13) est en fait une équation différentielle de premier ordre dont la solution générale est :

$$H^c = e^{-\alpha_1 S} \int_{S^*}^{S} \frac{\alpha 1}{s} e^{\alpha 2 s} \, ds + c e^{-\alpha_2 (S - S^*)} \qquad (14)$$

où c est la constante d'intégration et peut être interprétée comme l'indicateur d'utilité.

Une solution particulière peut être obtenue aux valeurs estimées de $H_R$ et $S_R$. La surface ($S^* S_R$ a) au graphique 2 peut être évaluée par une intégrale numérique pour donner un estimé des coûts de participation au marché du travail.

## 3. SPÉCIFICATION EMPIRIQUE ET RÉSULTATS

Les données utilisées pour l'analyse empirique proviennent de l'échantillon sur les familles du recensement canadien de 1971. L'échantillon retenu pour le Québec contient 10 108 femmes mariées dont 3 629 ont participé au marché du travail pendant l'année. Les caractéristiques des variables retenues ainsi que les critères de sélection sont présentés au tableau 1.

### i) Équation de salaire

La spécification retenue pour l'équation de salaire est la suivante :

$$N(S_i) = \delta_0 + \delta_1 \, \hat{a}ge_i + \delta_2 \, \hat{a}ge_i^2 + \delta_3 \, ED1_i + \delta_4 \, ED2_i + \delta_5 \, ED3_i + \qquad (15)$$

$$\delta_6 \, ENFM6_i + \delta_7 \, ENFTOT_i + U_i$$

Les données du recensement canadien n'ayant pas de variables d'expérience sur le marché du travail, nous avons utilisé les variables d'âge, d'âge au carré ainsi que le nombre total d'enfants comme approximation à l'expérience. Le nombre d'enfants de 0 à 6 ans mesure l'importance d'un retrait récent de la vie active. Enfin, les variables d'éducation servent de mesure à l'incidence du capital humain sur le salaire.

TABLEAU 1

CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON

| Variable | Tout l'échantillon (10 108 observations) | | Participants au marché du travail (3 639 observations) | | Non-participants au marché du travail (6 479 observations) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Moyenne | Écart-type | Moyenne | Écart-type | Moyenne | Écart-type |
| AGE | 37,99 | 11,28 | 35,29 | 11,11 | 39,67 | 11,04 |
| $(AGE)^2$ | 1 570,45 | 904,75 | 1 350,35 | 851,18 | 1 695,48 | 910,98 |
| Nombre d'enfants | | | | | | |
| - De moins de 7 ans (ENFM6) | 0,50 | 0,76 | 0,38 | 0,64 | 0,57 | 0,80 |
| - De 7 à 14 ans (ENF7-14) | 0,96 | 1,24 | 0,65 | 1,05 | 1,13 | 1,31 |
| - Total (ENFTOT) | 2,49 | 1,87 | 1,78 | 1,77 | 2,90 | 1,81 |
| Revenu du mari (R) | 7 538,88 | 4 877,59 | 6 791,99 | 4 078,99 | 7 928,39 | 5 198,89 |
| Éducation | | | | | | |
| - Niveau secondaire (ED1) | 0,24 | 0,42 | 0,33 | 0,47 | 0,18 | 0,38 |
| - Niveau collégial (ED2) | 0,05 | 0,21 | 0,07 | 0,26 | 0,03 | 0,18 |
| - Niveau universitaire (ED3) | 0,03 | 0,16 | 0,04 | 0,20 | 0,02 | 0,13 |

Critères de sélection : L'échantillon a été limité aux femmes mariées dont la principale source de revenu du ménage n'est pas des revenus autonomes ou d'entreprises et dont le mari avait un revenu d'emploi.

Les résultats de l'estimation de l'indice de participation au marché du travail et du salaire de marché sont présentés aux tableaux 2 et 3. L'indice de participation a été estimé à l'aide d'un modèle de type probit pour ensuite appliquer les moindres carrés généralisés à l'équation des salaires(7). Tous les coefficients ont les signes attendus et sont largement significatifs. Cette équation met en relief l'importance des retraits de la vie active, causés par la présence de jeunes enfants dans le ménage, sur le salaire offert à la femme mariée. Le paramètre de biais de sélectivité est relativement élevé et statistiquement significatif. Son signe positif indique que les femmes sur le marché du travail reçoivent en moyenne un salaire plus élevé que celles n'y participant pas. En conséquence, ne pas tenir compte des non-participantes au marché du travail dans l'estimation d'une équation de salaire biaiserait la valeur des différents paramètres estimés.

ii) Équation des heures de travail et l'indice de participation au marché du travail

La spécification retenue pour les heures de travail et les heures de réserve est la suivante :

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 N(S)_i + \alpha_2 R_i + \alpha_3 \hat{a}ge_i + \alpha_4 ENFM6_i + \alpha_5 ENF714_i + \alpha_6 ED1_i + \alpha_7 ED2_i + \alpha_8 ED3_i + U_{1i}.$$

$$H_{R_i} = \beta_0 + \beta_2 R_i + \beta_3 \hat{a}ge_i + \beta_4 ENFM6_i + \beta_5 ENF714_i + \beta_6 ED1_i + \beta_7 ED2_i + \beta_8 ED3_i + U_{2_i}.$$

La variable d'heures de travail est spécifiée en termes d'heures annuelles. Le choix des heures annuelles comme période de temps couverte par le modèle peut avoir un impact sur les résultats. Certains types de coûts de participation au marché du travail sont quotidiens ou hebdomadaires comme les coûts de transport ou les frais de garderie; dans ce cas, les heures de travail hebdomadaires ou quotidiennes ou bien les jours de travail par semaine seraient des mesures préférables pour l'offre de travail. Le choix des heures annuelles a été dicté principalement parce que c'est la mesure la plus couramment utilisée et aussi par sa capacité à capter les effets combinés.

TABLEAU 2

INDICE DE PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL
(forme réduite pour bâtir la variable corrigeant le biais de sélectivité)

| Coefficient | Estimateur du maximum de vraisemblance | Écart-type |
|---|---|---|
| Constante | 0,490 | 0,185 |
| AGE | 0,015 | 0,010 |
| $(AGE)^2$ | -0,0005 | 0,0001 |
| ENFM6 | -0,420 | 0,023 |
| ENF714 | -0,151 | 0,016 |
| ENFTOT | -0,060 | 0,011 |
| R | -0,00004 | 0,000003 |
| ED1 | 0,472 | 0,034 |
| ED2 | 0,683 | 0,065 |
| ED3 | 0,725 | 0,089 |

Logarithme de la fonction de vraisemblance = -5 728,61
Participants : 3 629
Non-participants : 6 479

2 fois le logarithme du rapport de vraisemblance = 1 740,86
Degrés de liberté : 8

TABLEAU 3

ÉQUATION DU SALAIRE DE MARCHÉ

| Variable | Paramètre estimé | t |
|---|---|---|
| Constante | -0,037 | 0,251 |
| AGE | 0,026 | 3,277 |
| $(AGE)^2$ | -0,0003 | -3,508 |
| ENFM6 | -0,124 | -4,496 |
| ENFTOT | -0,063 | -6,035 |
| ED1 | 0,485 | 14,502 |
| ED2 | 0,630 | 11,334 |
| ED3 | 0,840 | 12,114 |
| BIAIS | 0,339 | 4,612 |

F : 54,10

$R^2$ : 0,1149

La spécification des équations d'heures de travail et de réserve contient aussi une variable d'âge pour tenir compte des effets de cycle de vie. Le nombre d'enfants de 0 à 6 ans et de 7 à 14 ans devrait avoir un impact sur les coûts fixes monétaires et en temps de participation au marché du travail et sur le nombre d'heures offertes pour celles qui participent. En dernier lieu, le niveau d'éducation devrait affecter le nombre d'heures de travail offertes sur le marché du travail versus le temps hors marché, mais sert aussi à mesure l'importance des avantages non pécuniers reliés à un emploi.

La spécification de l'indice de participation au marché du travail découle directement de celle des heures, les mêmes variables se retrouvant dans les deux équations. On peut voir les résultats du modèle probit estimé au tableau 4. Tous les coefficients ont le signe attendu et sont significatifs.

Les équations estimées des heures de travail, des heures de réserve ainsi que du salaire de réserve sont présentées au tableau 5. Il est à noter que nos résultats diffèrent largement de ceux obtenus par Nakamura, Nakamura et Cullen (1978), pour le Canada, qui ont trouvé une courbe d'offre de travail à pente négative pour les femmes mariées. Une raison de cette différence provient possiblement du fait que Nakamura, Nakamura et Cullen n'ont pas inclus de variables d'éducation dans leur équation d'offre de travail.

Les résultats obtenus pour la courbe d'offre indiquent que l'effet du salaire est très important sur les heures de travail offertes, l'élasticité des heures de travail offertes calculée à la moyenne de l'échantillon étant de 1,47 et celle compensée de 1,56. Ces élasticités sont supérieures à celles obtenues par Cogan (1977), mais dans la bonne moyenne de celles obtenues par les autres études qui prennent en considération le biais de sélectivité, tel qu'il est indiqué au tableau 6(8).

Le revenu hors travail a un impact négatif sur le nombre d'heures offertes, l'élasticité revenu calculé aux valeurs moyennes de l'échantillon étant de -0,27. Ainsi, une hausse du salaire du conjoint incitera l'épouse à diminuer son offre de travail. Ce résultat respecte la théorie économique et est du même ordre de grandeur que les résultats généralement rencontrés dans les études récentes sur l'offre de travail.

TABLEAU 4

INDICE DE PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL
(forme structurelle)

| Coefficient | Estimateur du maximum de vraisemblance | Écart-type |
|---|---|---|
| Constante | 0,336 | 0,126 |
| AGE | -0,031 | 0,001 |
| ENFM6 | -0,363 | 0,024 |
| ENF714 | -0,186 | 0,011 |
| R | -0,00006 | 0,000004 |
| ED1 | -0,225 | 0,085 |
| ED2 | -0,198 | 0,119 |
| ED3 | -0,528 | 0,168 |
| N(S) | 1,820 | 0,205 |

Logarithme de la fonction de vraisemblance = -5 713,74
Participants : 3 629
Non-participants : 6,479

2 fois le logarithme du rapport de vraisemblance = 1 770,60
Degrés de liberté : 8

TABLEAU 5

HEURES DE TRAVAIL, HEURES DE RÉSERVE ET SALAIRE DE RÉSERVE

| Variable | Heures de travail | | Heures de réserve | Salaire de réserve |
|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | t | Coefficient | Coefficient |
| Constante | 653,01 | 4,24 | 276,37 | 0,185 |
| N(S) | 2 034,98 | 6,45 | ******* | ***** |
| AGE | - 19,23 | -4,75 | 15,80 | 0,017 |
| ENFM6 | - 317,35 | -6,05 | 88,77 | 0,199 |
| ENF714 | - 161,68 | -5,68 | 47,18 | 0,102 |
| ED1 | - 537,72 | -5,92 | -286,19 | 0,123 |
| ED2 | - 628,03 | -5,25 | -405,26 | 0,109 |
| ED3 | -1 119,25 | -6,18 | -527,78 | 0,290 |
| R | - 0,05 | -6,13 | 0,0142 | 0,000033 |
| BIAIS | 970,22 | 5,38 | ******* | ***** |

$R^2$ : 0,05

F : 20,11

Élasticité des heures de travail offertes (calculée à la moyenne de l'échantillon) :

- Élasticité salaire non compensée : 1,47
- Élasticité salaire compensée : 1,56
- Élasticité revenu : -0,27

TABLEAU 6

ÉLASTICITÉS DES HEURES DE TRAVAIL OFFERTES POUR LES FEMMES MARIÉES, OBTENUES DANS DIFFÉRENTES ÉTUDES

| Étude | Échantillon* | Élasticité salaire | | Élasticité revenu |
|---|---|---|---|---|
| | | Non compensée | Compensée | |
| Nakamura, Nakamura et Cullen (1979) | Canada (Rec. Can.)[1] Age : 30-34 ans | -,024 | 0,11 | -0,36 |
| Cogan (1977) | États-Unis (NLS)[2] Age : 30-34 ans | 0,88 | 0,92 | -0,04 |
| Hanoch (1980) | États-Unis (SEO)[3] | 0,64 | 0,81 | -0,17 |
| Heckman (1980) | États-Unis (NLS)[2] Age : 30-34 ans | 1,47 | 1,47 | 0 |
| Dooley (1982) | États-Unis (USC)[4] Age : 30-34 ans | 3,66 | 4,14 | -0,48 |

* Certains échantillons ont été partitionnés par tranche d'âge.

1. REC CAN : Recensement canadien 1971.
2. NLS : National Longitudinal Survey 1967.
3. SEO : Survey of Economic Opportunity, 1968.
4. USC : U.S. Census, 1970.

Le nombre d'enfants de moins de 6 ans et de 7 à 14 ans réduit considérablement le nombre d'heures offertes sur le marché par l'épouse. Le niveau d'éducation est négatif et fortement significatif indiquant l'importance à accorder aux conditions non pécuniaires associées à un emploi. Enfin, l'effet de cycle de vie joue un rôle prépondérant dans le nombre d'heures offertes sur le marché.

Les résultats obtenus de l'équation des heures et du salaire de réserve montrent l'impact des coûts fixes sur les décisions de travail des femmes mariées. Pour les heures de réserve, la constante est élevée et a le signe attendu de même que les coefficients associés à l'âge et au revenu du mari. Le nombre d'enfants de moins de 6 ans et de 7 à 14 ans ne semble pas avoir un impact significatif sur les heures de réserve, mais en revanche, son effet sur le salaire de réserve est particulièrement important. Les coefficients associés à l'éducation sont négatifs et significatifs, possiblement reliés aux avantages non pécuniaires associés à un emploi.

Enfin, le tableau 7 indique qu'aux valeurs moyennes de l'échantillon, les heures de réserve se chiffrent à 969 heures à un salaire de réserve de 2,58 $(9). Pour les participantes au marché du travail, les heures de réserve sont de 851 heures avec un salaire de réserve de 2,32 $. Pour les non-participantes, les heures de réserve haussent à 1 045 heures et le salaire de réserve à 2,75 $. Le nombre d'heures de réserve estimé aux valeurs moyennes se situe entre les résultats obtenus par Cogan (1977), Heckman (1980) et Hanoch (1980), tableau 8.

Des heures et salaires de réserve estimés, les coûts fixes de participation au marché du travail peuvent être déduits. Il appert que les non-participantes au marché du travail font face à des coûts fixes de participation beaucoup plus élevées que les participantes (voir tableau 7). De plus, si on ajoute un enfant en bas âge à toutes les femmes de notre échantillon, on constate que le salaire de réserve et les coûts fixes de participation augmentent considérablement. L'impact des coûts fixes de participation au marché du travail sur les décisions de travail joue donc un rôle prépondérant dans les décisions de travail des femmes mariées.

TABLEAU 7

SALAIRES DE RÉSERVE, HEURES DE RÉSERVE
ET COÛTS FIXES DE PARTICIPATION

| | Salaires de réserve | Heures de réserve | Coûts fixes de participation |
|---|---|---|---|
| Participantes | 2,32 $ | 851 | 352 $ |
| Non paticipantes | 2,75 $ | 1 045 | 605 $ |
| Total | 2,58 $ | 969 | 495 $ |
| Total + présence d'un enfant en bas âge dans la ménage | 3,16 $ | 1 057 | 706 $ |

TABLEAU 8

HEURES DE RÉSERVE OBTENUES DANS DIFFÉRENTES ÉTUDES

| Étude | Groupe considéré | Heures de réserve |
|---|---|---|
| Cogan (1977) | Participantes | 1 257 |
| | Non-participantes | 1 318 |
| Hanoch (1980) | Participantes | 820 |
| Heckman (1980) | Participantes | 1 382 |
| | Non-participantes | 1 300 |

Les heures de réserve sont définies en terme d'heures annuelles de travail et sont obtenues à partir des coefficients estimés des études et des valeurs moyennes des variables de l'échantillon utilisé.

Source : Killingsworth (1983) p. 203

# CONCLUSION

En présence de coûts fixes de participation au marché du travail, l'individu, s'il participe, doit offrir une quantité de travail suffisamment importante pour amortir ces coûts fixes. Il en résulte une courbe d'offre de travail discontinue à l'origine où au salaire de réserve est associée une quantité non-négligeable d'heures de travail, appelée heures de réserve.

Le modèle économétrique d'offre de travail en présence de coûts fixes de participation utilise la méthode de correction de biais de sélectivité développée par J. Heckman (1976, 1979) de façon à obtenir des estimés couvergents. L'analyse a porté sur un échantillon de femmes mariées québécoises tiré du recensement canadien de 1971.

Les principaux résultats montrent une courbe d'offre de travail à pente positive dont l'élasticité des heures de travail offertes par rapport au salaire ainsi que l'élasticité revenu sont du même ordre de grandeur que les résultats généralement rencontrés dans la littérature. Par contre, ces résultats divergent de ceux obtenus par Nakamura, Nakamura et Cullen (1979) pour le Canada qui ont trouvé une courbe d'offre de travail à pente négative pour les femmes mariées. Une raison de cette différence provient possiblement de la non-inclusion de variables d'éducation dans leur équation d'offre de travail.

A partir du modèle d'offre de travail estimé, les heures de réserve ont été déduites. Aux valeurs moyennes de l'échantillon, les heures de réserve sont 969 heures. Ces heures de réserve sont plus élevées pour les non-participantes au marché du travail que les participantes indiquant l'importance des coûts fixes de participation sur les décisions de travail des femmes mariées québécoises.

NOTES

(1) Cette section s'inspire largement des travaux de Cogan (1977, 1980, 1981) ainsi que des excellents survols de la littérature publiés ces dernières années (Heckman et MaCurdy (1981), Heckman, Killingsworth et MaCurdy (1981) et Killingsworth (1981, 1983 chapitres 1 et 2))

(2) Le modèle peut être enrichi pour tenir compte de l'interdépendance des coûts monétaires et en temps (Cogan (1977, 1980, 1981) et Wales (1978)). Par exemple, demeurer au centre ville près de son travail ou en banlieu peut être une substitution entre les coûts monétaires fixes (loyers élevés) et les coûts en temps (temps de transport).

(3) La fonction d'utilité indirecte donne l'utilité maximale qui peut être atteinte, étant donné le revenu hors travail, les coûts de participation et le salaire de marché. On définit alors :

$$V(R - CF, S; D) = MAX\ (U(R, CF, T\,H; D);\ SH + (R - CF) = RT)$$

Les propriétés de la fonction d'utilité indirecte sont expliquées dans Varian (1978), p. 84-92. Une application au cas de l'offre de travail est présentée dans Hanoch et Honig (1978) et Hanoch (1980).

(4) Pour obtenir la fonction d'offre de travail compensée, on doit d'abord inverser la fonction d'utilité indirecte pour obtenir la fonction de coût.

$$C = C(\bar{U}, S; D)$$

La fonction d'offre de travail compensée est obtenue par la différenciation de la fonction de coût par rapport au salaire de marché

$$\frac{\partial C(.)}{\partial S} = -h^C(\bar{U}, S; D)$$

Il est à noter que la fonction d'offre de travail compensée dépend du niveau d'utilité de sorte que tout changement dans le niveau d'utilité de base implique une autre courbe d'offre de travail compensée.

(5) Une telle procédure peut être interprétée comme une approximation de premier ordre de toute fonction d'offre de travail générée à partir d'une fonction d'utilité.

(6) Le facteur de correction $\sigma_{j\mu} * \frac{\phi(\Delta)}{\Phi(\Delta)}$ est appelé ratio de Mills.

Voir à ce sujet, Heckman (1976, 1979), Lee (1979) et Maddala (1983, chapitre 8).

(7) Voir Nakamura, Nakamura et Cullen (1978), Heckman (1976) et Lee (1979).

(8) Pour une analyse exhaustive des études empiriques sur l'offre de travail, voir Killingsworth (1983, chapitre 4) et Heckman, Killingsworth et MaCurdy (1981).

(9) En dollars de 1971.

# RÉFÉRENCES


BELZILE, B., B. Fortin et V. Larouche, Les Québécois à faible revenu face au travail et à l'aide sociale, Université Laval, Presses de l'Université Laval, 1980.

COGAN, J.F., "Labor Supply with Time and Money Costs of Participation", The Rand Corporation, Report R-2044-HEW, 1977.

COGAN, J.F., "Labor Supply with Costs of Labor Market Entry", dans Smith, J.P. (éd.), 1980, p. 327-364.

COGAN, J.F., "Fixed Costs and Labor Supply", Econometrica, 40, no. 4, 1981, p. 945-964.

DOOLEY, M.D., "Labor Supply and Fertility of Married Women : An Analysis with Grouped and Individual Data from the 1970 U.S. Census", Journal of Human Ressources, 17, 1982, p. 499-532.

HANOCH, G., "A Multivariate Model of Labor Supply : Methodology and Estimation", dans Smith (éd.), Female Labor Supply, 1980, p. 249-326.

HANOCH, G. et M. Honig, "The Labor Supply Curve under Income Maintenance Programs", Journal of Public Economics, 9, 1978, p, 1-16.

HECKMAN, J.J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator of such Models", Annals of Economic and Social Measurement, 5, 1976, p. 475-492.

HECKMAN, J.J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", Econometrica, 47, 1979, p. 153-162.

HECKMAN, J.J., "Sample Selection Bias for a Specification Error", dans Smith, J.P. (éd.), 1980, p. 206-248.

HECKMAN, J.J., M.R. Killingsworth et T.E. MaCurdy (1981), "Empirical Evidence on Static Labour Supply Models : A Survey of Recent Developments", dans Hornstein, Grice and Webb (éds), 1981, p. 75-122.

HECHMAN, J.J. et T.E. MaCurdy, "New Methods for Estimating Labor Supply Functions : A Survey", dans R.G. Ehrenberg (éd.), Research in Labor Economics, vol. 4, 1981, p. 65-192. Greenwith, Comm., JAI Press.

KILLINGSWORTH, M.R., "A Survey of Labor Supply Models : Theoretical Analyses and First Generation Empirical Results", dans R.G. Ehrenberg (éd.), Research in Labor Economics, vol. 4, 1981, p. 1-64

KILLINGSWORTH, M.R., Labor Supply, Cambridge University Press, Cambridge, 1983.

LEE, L.F., "Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited (Censored) Dependent Variables", Econometrica, vol. 47, no. 4, 1979, p. 977-996.

MADDALA, G.S., Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge, 1983.

NAKAMURA, M., A. Nakamura and D. Cullen, "Job Opportunities, the Offered Wage, and the Labor Supply of Married Women", American Economic Review, 68, 1979, p. 787-805.

VARIAN, H.R., Microeconomic Analysys, Nuton, New-York, 1978.

WALES, T.J., "Labor Supply and Commuting Time", Journal of Econometrics, 8, 1978, p. 215-226.

## Changement d'adresse

S'il-vous-plaît, remplir le présent avis et le retourner à:

Bureau de la statistique du Québec
Centre de distribution
117, rue Saint-André, 3e étage
Québec (Québec)
G1K 3Y3

**Nom:** _____ **Numéro d'abonné:** _____
(numéro inscrit sur l'étiquette)

**Ancienne adresse:**

_____
_____
_____
_____
_____

**Nouvelle adresse:**

_____
_____
_____
_____
_____